N° 82-003-X au catalogue
ISSN 1209-1375

Rapports sur la santé

# Données paternelles manquantes et issues défavorables de la grossesse au Canada

par Gabriel D. Shapiro, Tracey Bushnik, Amanda J. Sheppard, Michael S. Kramer, Jay S. Kaufman et Seungmi Yang

Date de diffusion : le 21 décembre 2016

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

## Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

**Courriel à** STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

**Téléphone** entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

**Programme des services de dépôt**

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

## Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

## Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

| | |
|---|---|
| . | indisponible pour toute période de référence |
| .. | indisponible pour une période de référence précise |
| ... | n'ayant pas lieu de figurer |
| 0 | zéro absolu ou valeur arrondie à zéro |
| $0^s$ | valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie |
| $^p$ | provisoire |
| $^r$ | révisé |
| x | confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* |
| $^E$ | à utiliser avec prudence |
| F | trop peu fiable pour être publié |
| * | valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05) |

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2016

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

**Une** version HTML **est aussi disponible.**

*This publication is also available in English.*

# Données paternelles manquantes et issues défavorables de la grossesse au Canada

*par Gabriel D. Shapiro, Tracey Bushnik, Amanda J. Sheppard, Michael S. Kramer, Jay S. Kaufman et Seungmi Yang*

## Résumé

**Contexte :** La recherche sur les prédicteurs des issues de la grossesse a tendance à être axée sur les caractéristiques de la mère. On en sait moins sur le rôle des facteurs paternels. Les données paternelles manquantes dans les dossiers administratifs peuvent constituer un marqueur de risque d'issues défavorables de la grossesse.

**Données et méthodes :** On a analysé une cohorte des naissances survenues du 16 mai 2004 au 15 mai 2006, créée en couplant les données d'enregistrement des naissances et des décès avec les données du Recensement du Canada de 2006. On a utilisé une régression binomiale logarithmique et une régression binomiale pour estimer les risques relatifs et les différences de risques pour la naissance prématurée, les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, la mortinaissance et la mortalité infantile associés à l'absence de renseignements sur le père. Les analyses tenaient compte de l'âge, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de la parité, de l'état matrimonial, de l'ethnicité et du lieu de naissance de la mère.

**Résultats :** Les analyses portaient sur 131 285 naissances simples. Les données paternelles étaient absentes de 7 461 enregistrements de naissance (4,6 %) et des données du recensement relatives à 17 713 naissances (11,4 %). Les risques relatifs rajustés associés aux données paternelles manquantes sur l'enregistrement de naissance s'élevaient à 1,12 (IC de 95 % : 0,99, 1,26) pour la naissance prématurée, à 1,15 (1,05, 1,26) pour les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, à 1,86 (1,27, 2,73) pour la mortinaissance et à 1,53 (1,00, 2,34) pour la mortalité infantile. Les estimations étaient vérifiables pour différentes définitions de données paternelles manquantes, sur les enregistrements de naissance, dans les données du recensement ou les deux.

**Interprétation :** Les résultats de la présente étude donnent à penser que les données paternelles manquantes constituent un marqueur pour un risque accru d'issues défavorables de la grossesse, au-delà des caractéristiques maternelles.

**Mots-clés :** Certificat de naissance, mort fœtale, mortalité infantile, couplage de dossiers médicaux, nouveau-né prématuré, nouveau-né petit pour l'âge gestationnel, mortinaissance.

Au cours des dernières décennies, le principal objet des recherches sur les issues périnatales s'est étendu au-delà des facteurs de risque biomédicaux[1,2] pour englober les variables psychosociales[3-6], l'influence des familles et des communautés ainsi que le rôle des caractéristiques paternelles[7-9]. Cependant, alors que l'éventail des facteurs étudiés s'élargit, le volume des données manquantes augmente lui aussi, et cette situation pourrait avoir une incidence négative sur les analyses.

Les données paternelles manquantes au moment de la naissance ou pendant la petite enfance sont plus communes que les données maternelles manquantes. Cette constatation ne reflète pas simplement le fait que les chercheurs peuvent éprouver des difficultés à obtenir des données sur l'exposition. En fait, elle peut nous offrir des indices importants au sujet de la nature urgente des admissions à l'hôpital et de l'environnement psychosocial dans lequel les enfants commencent leur vie. L'absence de données paternelles a été associée à des issues de la grossesse défavorables[10,11] et pourrait constituer un marqueur pour les grossesses à risque.

Bien que les études sur les facteurs paternels et les issues de la grossesse puissent être entachées d'un biais attribuable aux données manquantes[12], très peu ont exploré systématiquement les causes et les conséquences. En outre, les chercheurs ont tendance à étudier les données paternelles sur les enregistrements de naissance uniquement[10,11,13,14], ce qui limite la mesure dans laquelle ils peuvent évaluer la participation paternelle après la naissance.

Pour surmonter ces limites, la présente étude examine non seulement les données d'enregistrement des naissances et des décès, mais aussi les données du recensement. Elle a pour objet de comparer les taux de naissance prématurée, de nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, de mortinaissance et de mortalité infantile, en fonction de la présence ou de l'absence de données paternelles sur l'enregistrement de naissance et dans les données du recensement, en tenant compte des caractéristiques maternelles.

## Données et méthodes

On a analysé toutes les naissances simples dans la cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006 — une cohorte des naissances survenues du 16 mai 2004 au 15 mai 2006 créée par le couplage des données d'enregistrement des naissances / cas de mortalité infantile avec celles tirées de l'échantillon de 20 % de la population ayant répondu au questionnaire complet du Recensement de 2006. Les détails de la création de cette cohorte ont été publiés[15].

Aux fins des analyses principales, on a défini les « données paternelles manquantes » comme toute naissance pour laquelle aucun père n'était inscrit sur l'enregistrement de naissance (« Pas de père inscrit sur l'enregistrement de naissance »). Afin de mieux comprendre la nature des données paternelles manquantes dans l'ensemble de données de la cohorte canadienne de naissance du recensement, nous avons examiné trois autres

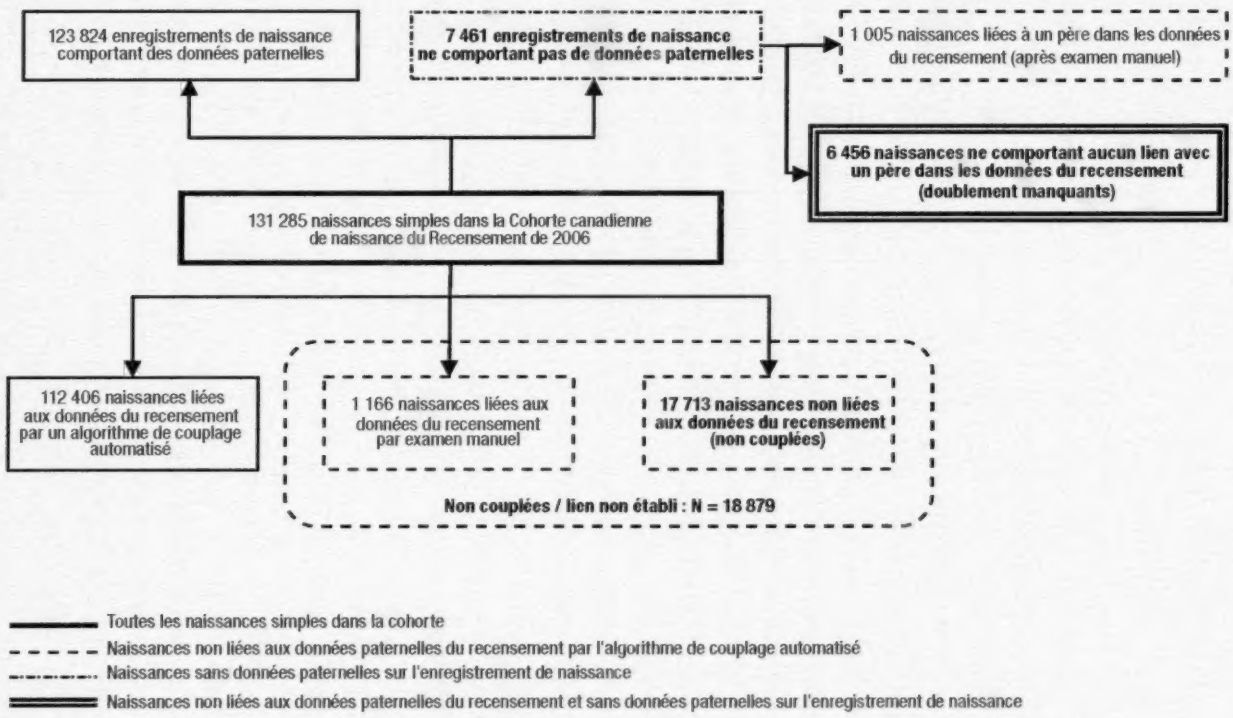
**Auteurs :** Gabriel D. Shapiro (gabriel.shapiro@mail.mcgill.ca), Michael S. Kramer, Jay S. Kaufman et Seungmi Yang sont affiliés au Département d'épidémiologie, de biostatistique et de santé au travail de l'Université McGill. Tracey Bushnik est affiliée à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Amanda J. Sheppard est affiliée à l'Hospital for Sick Children de Toronto. Michael S. Kramer est aussi affilié au Département de pédiatrie de l'Université McGill.

définitions : (1) « Non couplés », c'est-à-dire les enregistrements pour lesquels aucun lien avec un père ne pouvait être établi entre l'enregistrement de naissance et les données du recensement au moyen de l'algorithme de couplage automatisé ni grâce à un examen manuel subséquent (peu importe si un père biologique figurait sur l'enregistrement de naissance); (2) « Non couplés / lien non établi », c'est-à-dire les enregistrements pour lesquels aucun lien avec un père ne pouvait être établi au moyen de l'algorithme de couplage automatisé, même si on repérait subséquemment un père biologique probable dans les données du recensement à l'occasion d'un examen manuel (encore ici, peu importe si un père biologique figurait sur l'enregistrement de naissance); et (3) « Doublement manquants », c'est-à-dire les enregistrements pour lesquels aucun père ne figurait sur l'enregistrement de naissance et qui ne comportaient aucun lien avec un père dans les données du recensement. Pour les définitions « Pas de père inscrit sur l'enregistrement de naissance », « Non couplés » et « Non couplés / lien non établi », la catégorie de référence se composait de l'ensemble des naissances qui ne comportaient pas de données paternelles manquantes. Pour la définition « Doublement manquants », la catégorie de référence se composait des naissances comportant des données paternelles sur l'enregistrement de naissance et un lien avec les données du recensement, tandis que les enregistrements « simplement manquants » (« Non couplés » ou « Pas de père inscrit sur l'enregistrement de naissance », mais non les deux) étaient exclus.

Les caractéristiques maternelles et les taux d'issues défavorables de la grossesse ont été comparés entre les naissances comportant des données paternelles sur l'enregistrement de naissance et celles ne comportant pas de données paternelles sur l'enregistrement de naissance. En outre, pour les deux sous-groupes d'enregistrements « simplement manquants », on a examiné les caractéristiques paternelles (âge et niveau de scolarité) extraites de l'autre source de données, et on a ensuite déterminé leur association à deux variables aux issues défavorables de la grossesse.

Aux fins des analyses principales, on a utilisé une régression binomiale logarithmique pour estimer les risques relatifs (RR) et les intervalles de confiance (IC) de 95 % liés aux issues défavorables (naissance prématurée, nouveau-né petit pour l'âge gestationnel, mortinaissance et mortalité infantile) associés aux données paternelles manquantes. On a utilisé une régression binomiale pour estimer les différences de risques (DR) et les IC de 95 % connexes[16]. Les analyses tenaient compte

**Figure 1**
**Profils de données paternelles manquantes, naissances simples, Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006**




**Note :** Le texte **en gras** fait référence aux quatre définitions de données manquantes examinées dans les analyses.
**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

de l'âge maternel, du niveau de scolarité, du quintile de revenu du ménage, de l'état matrimonial, de la parité, de l'ethnicité et du pays de naissance. Les données sur l'âge, l'état matrimonial et le pays de naissance ont été extraites des données sur les enregistrements de naissance et les données relatives aux autres covariables, des résultats du recensement. On a appliqué des analyses de régression avec pondération *bootstrap* au moyen de la procédure loglink dans SUDAAN pour tenir compte du plan d'échantillonnage du recensement et des taux de couplage entre les données canadiennes sur les naissances et les données du recensement (Cohorte canadienne de naissance du recensement).

On a examiné les coefficients de régression pour l'état matrimonial afin de comparer la force des associations avec les issues défavorables, d'une part, pour les naissances comportant des données paternelles manquantes, et de l'autre pour les mères non mariées. À titre d'analyse de sensibilité, on a exécuté des modèles fondés sur des variables démographiques maternelles dichotomiques (âge, niveau de scolarité, quintile de revenu du ménage, origine autochtone, lieu de naissance et état matrimonial) en utilisant la définition « Pas de père inscrit sur l'enregistrement de naissance » de la notion de données manquantes. On a aussi exécuté des analyses afin de comparer les naissances au Québec (qui a ses propres règlements sur l'inscription des données paternelles sur les enregistrements de naissance) aux naissances dans le reste du Canada. Enfin, pour mesurer l'effet de décalage entre la date de naissance et l'année du recensement, on a aussi exécuté des analyses en utilisant la définition « Non couplés » de données manquantes, les membres de la cohorte ayant pour ce faire été répartis entre les naissances survenues avant le 16 mai 2005 (les nouveau-nés étant alors âgés de plus d'un an au moment du recensement) et les naissances survenues le ou après le 16 mai 2005 (les nouveau-nés étant alors âgés de moins d'un an au moment du recensement).

**Tableau 1**
**Caractéristiques de la mère et issues des naissances simples dans la Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006, ensemble des naissances simples et des naissances sans données paternelles sur l'enregistrement de naissance**

| | Ensemble des naissances simples | | | | Données paternelles absentes de l'enregistrement de naissance | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Intervalle de confiance de 95 % | | | | Intervalle de confiance de 95 % | |
| Caractéristiques de la mère et issue de la grossesse | Chiffre non pondéré | % pondéré | de | à | Chiffre non pondéré | % pondéré | de | à |
| **Total** | **131 285** | **100,0** | ... | ... | **7 461** | **100,0** | ... | ... |
| **Âge de la mère (années)** | | | | | | | | |
| Moins de 25 ans | 28 651 | 20,5 | 20,4 | 20,6 | 4 051 | 54,4 | 53,1 | 55,6 |
| 25 ans à moins de 30 ans | 40 251 | 31,0 | 30,8 | 31,1 | 1 682 | 21,6 | 20,6 | 22,7 |
| 30 ans à moins de 35 ans | 40 179 | 31,3 | 31,2 | 31,4 | 996 | 13,6 | 12,7 | 14,5 |
| 35 ans et plus | 22 160 | 17,2 | 17,1 | 17,3 | 729 | 10,4 | 9,7 | 11,2 |
| Inconnu | x | x | x | x | x | x | x | x |
| **Niveau de scolarité de la mère** | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 22 856 | 13,3 | 13,0 | 13,5 | 3 552 | 38,8 | 37,5 | 40,2 |
| Diplôme d'études secondaires | 27 609 | 21,9 | 21,6 | 22,1 | 1 759 | 27,9 | 26,7 | 29,2 |
| Diplôme/certificat d'études postsecondaires | 43 446 | 34,9 | 34,6 | 35,2 | 1 502 | 23,3 | 22,2 | 24,5 |
| Grade universitaire ou niveau supérieur d'études | 35 670 | 29,1 | 28,9 | 29,4 | 429 | 7,4 | 6,7 | 8,2 |
| Inconnu | 1 704 | 0,9 | 0,8 | 0,9 | 219 | 2,6 | 2,2 | 3,0 |
| **État matrimonial de la mère** | | | | | | | | |
| Célibataire | 35 284 | 24,4 | 24,2 | 24,7 | 5 362 | 69,4 | 68,2 | 70,6 |
| Mariée | 80 200 | 63,9 | 63,6 | 64,2 | 599 | 10,0 | 9,3 | 10,9 |
| Veuve/divorcée/séparée | 1 855 | 1,4 | 1,3 | 1,5 | 240 | 3,4 | 2,9 | 4,0 |
| Inconnu | 13 946 | 10,3 | 10,1 | 10,5 | 1 260 | 17,1 | 16,1 | 18,2 |
| **Parité** | | | | | | | | |
| 0 | 56 796 | 46,0 | 45,7 | 46,3 | 3 504 | 56,2 | 54,8 | 57,6 |
| 1 | 44 732 | 34,8 | 34,6 | 35,1 | 1 674 | 22,9 | 21,7 | 24,1 |
| Plus de 1 | 28 832 | 18,9 | 18,7 | 19,2 | 1 867 | 19,0 | 18,0 | 20,1 |
| Inconnue | 925 | 0,3 | 0,3 | 0,3 | 416 | 2,0 | 1,7 | 2,2 |
| **Ethnicité de la mère** | | | | | | | | |
| Pas une minorité visible | 88 082 | 72,7 | 72,4 | 73,0 | 3 014 | 57,6 | 56,0 | 59,2 |
| Minorité visible (à l'exclusion de l'ethnicité autochtone) | 24 030 | 20,6 | 20,4 | 20,9 | 884 | 17,6 | 16,5 | 18,8 |
| Autochtone | 17 547 | 5,9 | 5,6 | 6,2 | 3 364 | 22,4 | 21,1 | 23,8 |
| Inconnue | 1 626 | 0,8 | 0,8 | 0,9 | 199 | 2,3 | 2,0 | 2,8 |
| **Lieu de naissance de la mère** | | | | | | | | |
| Canada | 101 270 | 74,7 | 74,5 | 75,0 | 6 478 | 81,7 | 80,5 | 82,8 |
| Hors du Canada | 28 222 | 23,9 | 23,6 | 24,1 | 732 | 14,1 | 13,1 | 15,2 |
| Inconnu | 1 793 | 1,4 | 1,4 | 1,5 | 251 | 4,3 | 3,8 | 4,9 |
| **Quintile de revenu du ménage** | | | | | | | | |
| 1 (le plus faible) | 26 389 | 19,0 | 18,8 | 19,3 | 3 069 | 46,2 | 44,9 | 47,6 |
| 2 | 26 176 | 19,8 | 19,6 | 20,0 | 1 632 | 20,0 | 18,9 | 21,2 |
| 3 | 26 172 | 20,1 | 19,9 | 20,4 | 1 105 | 13,5 | 12,6 | 14,4 |
| 4 | 26 273 | 20,5 | 20,3 | 20,8 | 910 | 11,0 | 10,2 | 12,0 |
| 5 (le plus élevé) | 26 275 | 20,5 | 20,3 | 20,7 | 745 | 9,3 | 8,5 | 10,1 |
| **Naissance prématurée (avant 37 semaines)** | | | | | | | | |
| Oui | 8 933 | 6,9 | 6,7 | 7,0 | 769 | 10,5 | 9,7 | 11,4 |
| Non | 122 100 | 93,1 | 93,0 | 93,3 | 6 665 | 89,5 | 88,6 | 90,3 |
| **Nouveau-né petit pour l'âge gestationnel** | | | | | | | | |
| Oui | 10 478 | 8,6 | 8,4 | 8,7 | 788 | 12,2 | 11,3 | 13,1 |
| Non | 120 698 | 91,4 | 91,3 | 91,6 | 6 661 | 87,8 | 86,9 | 88,7 |
| **Mortinaissance** | | | | | | | | |
| Oui | 753 | 0,6 | 0,6 | 0,6 | 187 | 3,2 | 2,8 | 3,7 |
| Non | 130 532 | 99,4 | 99,4 | 99,4 | 7 274 | 96,8 | 96,3 | 97,2 |
| **Mortalité infantile** | | | | | | | | |
| Oui | 545 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 76 | 1,0 | 0,8 | 1,4 |
| Non | 129 987 | 99,5 | 99,5 | 99,5 | 7 198 | 99,0 | 98,6 | 99,2 |

... n'ayant pas lieu de figurer
x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

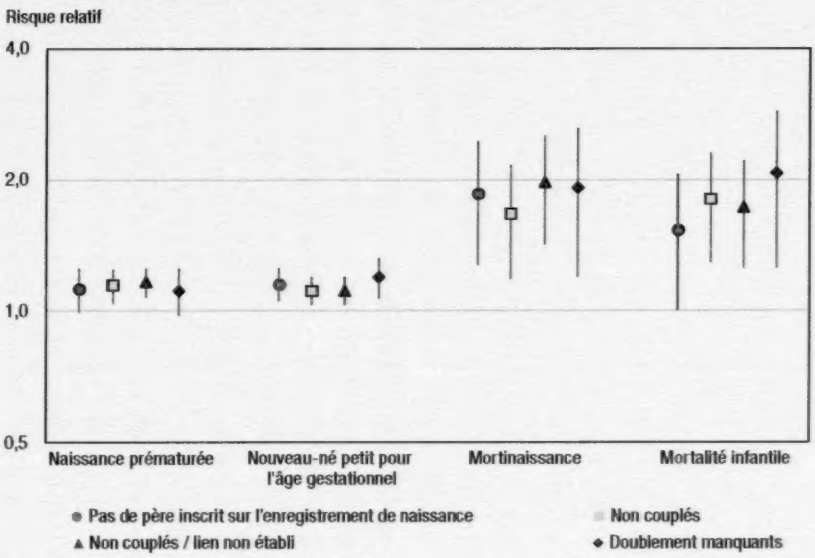
## Résultats

Parmi les 131 285 naissances simples visées par les analyses, les données paternelles étaient absentes de l'enregistrement de naissance dans 7 461 cas (pourcentage pondéré = 4,6 %); 17 713 naissances (11,4 %) comportaient des données paternelles manquantes selon la définition « Non couplés »; 18 879 naissances (12,4 %) étaient associées à des données paternelles manquantes selon la définition « Non couplés / lien non établi »; 6 456 naissances (4,0 %) comportaient des données paternelles « doublement manquantes » (figure 1).

Les données paternelles manquantes sur l'enregistrement de naissance ont été associées à toutes les caractéristiques maternelles examinées, et à chacune des quatre issues défavorables de la grossesse (tableau 1). Aussi, le risque relatif (RR) associé à chaque issue défavorable était plus élevé pour toutes les définitions des données paternelles manquantes (sur les enregistrements de naissance, dans les données du recensement, ou les deux) (figure 2). Les estimations de l'effet étaient relativement mineures pour la naissance prématurée et les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel (RR 1,1 à 1,2) et un peu plus importantes pour la mortinaissance et la mortalité infantile (RR 1,5 à 2,1). Les différences de risques (DR) pour les issues défavorables de la grossesse associées aux données paternelles manquantes correspondaient aux estimations du risque relatif (figure 3). Les DR rajustées donnent à penser que pour la naissance prématurée et les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, les données paternelles manquantes sont associées à environ une issue défavorable supplémentaire par 100 naissances.

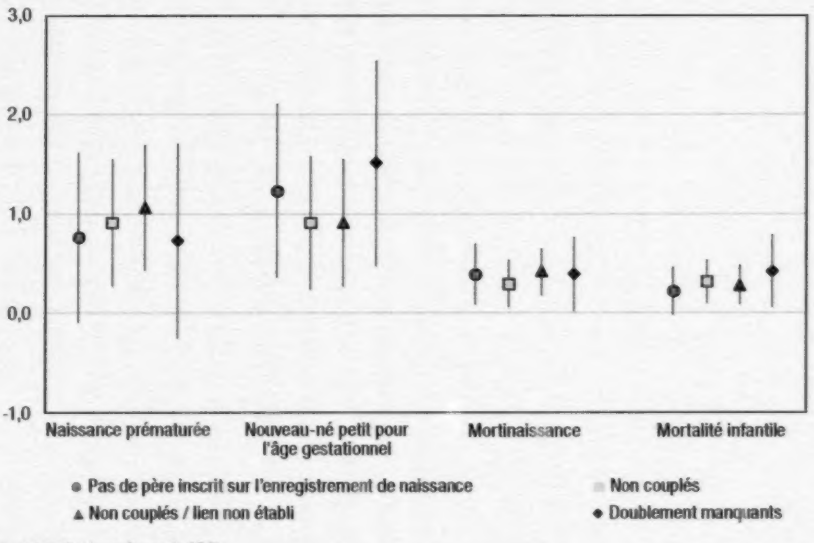
Les résultats des analyses de sensibilité principales sont présentés aux tableaux 2 et 3. Bien que les données paternelles étaient plus fréquemment absentes dans le cas des femmes appartenant à des groupes démographiques à risque élevé, les RR et les DR avaient tendance à être plus élevés dans les groupes présentant un faible risque, c'est-à-dire les femmes de 25 ans et plus, les femmes ayant un niveau de scolarité ou un revenu du

**Figure 2**
**Risque relatif rajusté d'issues défavorables de la grossesse, selon la définition de données paternelles manquantes, Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006**




I = Intervalle de confiance de 95 %
**Note :** Chiffres rajustés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du quintile de revenu du ménage, de l'ethnicité, du lieu de naissance, de l'état matrimonial et de la parité de la mère.
**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

**Figure 3**
**Différence de risque rajustée par 100 événements d'issue défavorable de la grossesse, selon la définition de données paternelles manquantes, Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006**




I = Intervalle de confiance de 95 %
**Note :** Chiffres rajustés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du quintile de revenu du ménage, de l'ethnicité, du lieu de naissance, de l'état matrimonial et de la parité de la mère.
**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

ménage élevé et les femmes n'étant pas d'origine autochtone. Néanmoins, les intervalles de confiance se chevauchaient aisément.

Les RR rajustés pour les issues défavorables associées aux données paternelles manquantes étaient comparables à ceux associés au fait de ne pas être mariée (données non présentées dans les tableaux), soit 1,12 et 1,15 respectivement pour la naissance prématurée, 1,15 et 1,25 pour les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, 1,86 et 1,25 pour la mortinaissance et 1,53 et 1,46 pour la mortalité infantile.

Les associations avec la naissance prématurée et les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel ne présentaient pas beaucoup de différences entre le Québec et le reste du Canada (données non présentées dans les tableaux). Pour ce qui est des naissances au Québec, les RR pour les données paternelles manquantes sur l'enregistrement de naissance étaient de 1,39 (IC de 95 % = 1,06, 1,82) pour la naissance prématurée et de 1,19 (0,93, 1,53) pour les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel. En revanche, les associations entre les données paternelles manquantes et la mortinaissance et la mortalité infantile étaient plus fortes au Québec comparativement au reste du Canada; les RR pour les naissances au Québec étaient de 5,37 (1,23, 23,43) pour la mortinaissance et de 2,44 (1,00, 5,93) pour la mortalité infantile.

Les naissances dans l'échantillon étaient réparties également entre les deux années du 16 mai 2004 au 15 mai 2006. Les taux de données paternelles manquantes et d'issues défavorables de la grossesse étaient similaires pour les naissances survenues moins d'un an avant le recensement et pour les naissances survenues au moins un an avant le recensement. Pour la naissance prématurée et les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel, les associations avec les données paternelles manquantes ne différaient pas entre les deux groupes (données non présentées dans les tableaux). Cependant, les associations avec la mortinaissance et la mortalité infantile étaient plus fortes dans le cas des naissances survenues moins d'un an avant le recensement (RR = 2,08; 1,25, 3,45 et RR = 2,30; 1,47, 3,59, respectivement) comparativement aux naissances survenues au moins un an avant le recensement (RR = 1,35; 0,82, 2,23 et RR = 1,32; 0,77, 2,28).

## Discussion

Le présent examen des naissances simples dans un échantillon de 20 % de la population canadienne sélectionné au hasard a mis en lumière de faibles associations entre les données paternelles manquantes

**Tableau 2**
**Risque relatif (RR) rajusté d'issues défavorables de la grossesse associé à l'absence de données paternelles sur l'enregistrement de naissance, selon les caractéristiques maternelles, naissances simples, Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006**

| | Naissance prématurée | | | Nouveau-né petit pour l'âge gestationnel | | | Mortinaissance | | | Mortalité infantile | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | |
| Caractéristiques maternelles | RR rajusté | de | à | RR rajusté | de | à | RR rajusté | de | à | RR rajusté | de | à |
| **Ensemble des naissances simples** | **1,12** | **0,99** | **1,26** | **1,15*** | **1,05** | **1,26** | **1,86*** | **1,27** | **2,73** | **1,53*** | **1,00** | **2,35** |
| **Âge** | | | | | | | | | | | | |
| Moins de 25 ans | 1,08 | 0,90 | 1,30 | 1,15* | 1,00 | 1,32 | 1,59 | 0,91 | 2,78 | 0,86 | 0,46 | 1,60 |
| 25 ans et plus | 1,16* | 1,00 | 1,35 | 1,17* | 1,03 | 1,34 | 2,10* | 1,29 | 3,40 | 2,31* | 1,30 | 4,10 |
| **Niveau de scolarité** | | | | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 0,98 | 0,82 | 1,17 | 1,14 | 0,97 | 1,33 | 2,03* | 1,08 | 3,82 | 1,12 | 0,63 | 2,00 |
| Diplôme d'études secondaires ou niveau supérieur d'études | 1,19* | 1,02 | 1,39 | 1,16* | 1,03 | 1,30 | 1,84* | 1,14 | 2,97 | 1,84 | 0,98 | 3,48 |
| **Quintile de revenu du ménage** | | | | | | | | | | | | |
| Le plus faible | 1,11 | 0,93 | 1,32 | 1,04 | 0,89 | 1,21 | 1,19 | 0,62 | 2,28 | 1,42 | 0,70 | 2,88 |
| 2 à 5 | 1,07 | 0,91 | 1,25 | 1,23* | 1,09 | 1,39 | 2,28* | 1,40 | 3,71 | 1,53 | 0,85 | 2,74 |
| **Ethnicité autochtone** | | | | | | | | | | | | |
| Autochtone | 1,15 | 0,94 | 1,41 | 1,11 | 0,89 | 1,38 | 1,71 | 0,98 | 2,98 | 1,07§ | 0,63 | 1,83 |
| Non autochtone | 1,10 | 0,96 | 1,27 | 1,15* | 1,04 | 1,28 | 1,89* | 1,13 | 3,17 | 1,71§ | 0,99 | 2,97 |
| **Lieu de naissance** | | | | | | | | | | | | |
| Hors du Canada | 0,96 | 0,70 | 1,30 | 1,34* | 1,10 | 1,63 | x | x | x | 2,17 | 0,55 | 8,49 |
| Canada | 1,12 | 0,99 | 1,28 | 1,10 | 0,99 | 1,23 | 2,03* | 1,34 | 3,06 | 1,26 | 0,83 | 1,93 |
| **État matrimonial** | | | | | | | | | | | | |
| Non mariée | 1,05 | 0,92 | 1,20 | 1,18* | 1,06 | 1,31 | 1,65* | 1,08 | 2,51 | 1,33 | 0,83 | 2,11 |
| Mariée | 1,45* | 1,05 | 2,00 | 1,10 | 0,83 | 1,47 | 2,76 | 0,86 | 8,90 | 2,03 | 0,77 | 5,36 |

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

§ non rajusté en fonction du lieu de naissance de la mère en raison du petit nombre d'unités

**Notes :** La catégorie de référence se compose des naissances dont l'enregistrement contient des données paternelles. Chiffres rajustés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du quintile de revenu du ménage, de l'ethnicité, du lieu de naissance, de l'état matrimonial et de la parité de la mère.

**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

et les quatre issues défavorables de la grossesse. Les conclusions de plusieurs études menées aux États-Unis[10,11,13] fondées sur le critère de l'enregistrement de naissance pour définir les « données manquantes » étaient comparables, et des résultats similaires ont été présentés pour la province du Québec[14]. Une étude sur des naissances à un centre médical aux États-Unis a mesuré des taux plus élevés de faible poids à la naissance dans les situations de données paternelles manquantes, mais la différence ne persistait pas après prise en compte des caractéristiques maternelles[17].

Les données paternelles manquantes sont souvent considérées comme l'indication d'une faible participation paternelle à la grossesse ou à l'éducation de l'enfant[11,13,18]. Sur l'enregistrement de naissance, l'absence de données paternelles traduit probablement une sensibilité à l'absence du père, mais la spécificité pourrait être inférieure en raison de certains cas de données absentes pour un père qui est présent. Cependant, dans la présente étude, les résultats pour la naissance prématurée, pour les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel et pour la mortinaissance concordaient largement entre les différentes définitions de « données manquantes » (sur l'enregistrement de naissance, dans les données du recensement, ou les deux). La cohérence des estimations entre la définition « Doublement manquants » et les définitions moins rigoureuses donne à penser que les données manquantes sur l'enregistrement de naissance ou dans les données du recensement reflètent le plus souvent l'absence du père. L'association entre les données paternelles doublement manquantes et la mortalité infantile indique la pertinence du partenaire de la mère à partir du moment de la naissance : la catégorie « Doublement manquants » comporte vraisemblablement la sensibilité et la spécificité les plus élevées pour ce qui est d'identifier les mères sans partenaire.

La présence de données paternelles dans les données administratives pourrait constituer un meilleur indicateur du soutien parental que l'état matrimonial mesuré après la naissance de l'enfant[19]. L'étude menée au Québec a trouvé que les taux d'issues défavorables de la grossesse étaient les plus élevés dans les cas de mères seules agencés à l'absence d'information paternelle, suivis par ceux de mères seules agencés à la présence d'information paternelle et de femmes en union libre. Les femmes mariées étaient les moins susceptibles de connaître des issues défavorables de la grossesse[14]. Dans la présente analyse, les risques relatifs rajustés d'issues défavorables de la grossesse associés à l'absence de données paternelles étaient

**Tableau 3**
**Différence de risque (DR) rajustée par 100 naissances d'issues défavorables de la grossesse associées à l'absence de données paternelles sur l'enregistrement de naissance, selon les caractéristiques maternelles, naissances simples, Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006**

| | Naissance prématurée | | | Nouveau-né petit pour l'âge gestationnel | | | Mortinaissance | | | Mortalité infantile | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | | | Intervalle de confiance de 95 % | |
| Caractéristiques de la mère | DR rajustée | de | à | DR rajustée | de | à | DR rajustée | de | à | DR rajustée | de | à |
| **Ensemble des naissances simples** | **0,76** | **-0,10** | **1,62** | **1,23*** | **0,35** | **2,11** | **0,39*** | **0,08** | **0,70** | **0,22** | **-0,03** | **0,47** |
| **Âge** | | | | | | | | | | | | |
| Moins de 25 ans | 0,57 | -0,80 | 1,94 | 1,48 | -0,07 | 3,03 | 0,30 | -0,13 | 0,73 | 0,06 | -0,19 | 0,31 |
| 25 ans et plus | 1,05 | -0,09 | 2,19 | 1,37* | 0,17 | 2,57 | 0,48* | 0,05 | 0,91 | 0,53* | 0,04 | 1,02 |
| **Niveau de scolarité** | | | | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 0,15 | -1,28 | 1,58 | 1,44 | -0,42 | 3,30 | 0,60 | -0,11 | 1,31 | 0,08 | -0,35 | 0,51 |
| Diplôme d'études secondaires ou niveau supérieur d'études | 1,20* | 0,02 | 2,38 | 1,27* | 0,21 | 2,33 | 0,36* | 0,01 | 0,71 | 0,32 | -0,09 | 0,73 |
| **Quintile de revenu du ménage** | | | | | | | | | | | | |
| Le plus faible | 0,79 | -0,60 | 2,18 | 0,40 | -1,23 | 2,03 | 0,09 | -0,24 | 0,42 | 0,17 | -0,20 | 0,54 |
| 2 à 5 | 0,45 | -0,65 | 1,55 | 1,84* | 0,68 | 3,00 | 0,57* | 0,10 | 1,04 | 0,22 | -0,13 | 0,57 |
| **Ethnicité autochtone** | | | | | | | | | | | | |
| Autochtone | 1,25 | -0,63 | 3,13 | 0,72 | -0,79 | 2,23 | 0,61 | -0,13 | 1,35 | 0,05§ | -0,42 | 0,52 |
| Non autochtone | 0,65 | -0,35 | 1,65 | 1,30* | 0,32 | 2,28 | 0,38 | -0,01 | 0,77 | 0,28§ | -0,05 | 0,61 |
| **Lieu de naissance** | | | | | | | | | | | | |
| Hors du Canada | 0,28 | -1,64 | 2,20 | 3,75* | 0,89 | 6,61 | x | x | x | 0,47 | -0,43 | 1,37 |
| Canada | 0,81 | -0,15 | 1,77 | 0,77 | -0,09 | 1,63 | 0,49* | 0,12 | 0,86 | 0,11 | -0,11 | 0,33 |
| **État matrimonial** | | | | | | | | | | | | |
| Non mariée | 0,36 | -0,66 | 1,38 | 1,70* | 0,56 | 2,84 | 0,35* | 0,00 | 0,70 | 0,17 | -0,12 | 0,46 |
| Mariée | 2,81 | -0,01 | 5,63 | 0,81 | -1,58 | 3,20 | 0,74 | -0,30 | 1,78 | 0,39 | -0,32 | 1,10 |

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
§ non rajusté en fonction du lieu de naissance de la mère en raison du petit nombre d'unités
**Notes :** La catégorie de référence se compose des naissances dont l'enregistrement contient des données paternelles. Chiffres rajustés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du quintile de revenu du ménage, de l'ethnicité, du lieu de naissance, de l'état matrimonial et de la parité de la mère.
**Source :** Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006.

similaires à ceux associés au fait de ne pas être mariée. Cependant, même après rajustement pour tenir compte de l'état matrimonial, les données paternelles manquantes étaient associées à des issues défavorables, ce qui donne à penser que ces deux variables représentent des facteurs de risque différents.

Tan et coll. ont signalé que les grossesses comportant des données paternelles manquantes présentent des niveaux plus élevés de facteurs de risque médicaux et démographiques[10]. De même, la présente étude a trouvé que les cas de mères agencés à des données paternelles manquantes ont tendance à s'observer dans les groupes à risque élevé. Tan et coll. ont proposé que les relations entre l'absence de données paternelles et les issues de la grossesse sont liées en grande partie à des facteurs de risque socioéconomiques, mais leur analyse ne renferme pas de résultats rajustés. Dans la présente étude, les rajustements pour tenir compte des covariables démographiques ont en effet permis d'atténuer les associations, soit de 21 % à 33 % comparativement aux rapports de risque non rajustés, pour toutes les issues à l'exception de la mortinaissance. L'association pour la mortinaissance a été atténuée de 73 % (RR brut = 6,94; RR rajusté = 1,86).

L'absence de données paternelles sur l'enregistrement de naissance était liée aux caractéristiques paternelles figurant dans les résultats du recensement. Le niveau de scolarité était généralement plus faible pour les pères non inscrits sur l'enregistrement de naissance comparativement aux pères inscrits. Les pères se situant aux extrémités de la fourchette d'âge (âgés de moins de 25 ans ou de plus de 35 ans, selon les données du recensement) étaient moins susceptibles que ceux de 25 à 35 ans d'être inscrits sur les enregistrements de naissance. Pour ce qui est des enregistrements de naissance comportant des données paternelles, les pères plus jeunes (selon l'enregistrement de naissance) étaient moins susceptibles d'être couplés aux données du recensement.

Quant à elles, ces caractéristiques étaient associées à des issues défavorables de la grossesse, comme dans d'autres études[20-24]. L'âge des pères se situant aux extrémités de la fourchette d'âge (dans les deux sources de données) et le faible niveau de scolarité du père (selon les données du recensement) étaient associés aux quatre issues défavorables. Cependant, de telles associations n'ont pas été observées systématiquement pour les enregistrements comportant des données paternelles « simplement manquantes ».

De nombreuses études portant sur les données paternelles manquantes ont examiné les données de l'enregistrement de naissance uniquement[10,11,13,14], tandis que la présente analyse examine les enregistrements de naissance et les données du recensement (même pour les pères non inscrits sur l'enregistrement de naissance). Ce recoupement a permis de saisir différents profils de « données manquantes » et d'évaluer leurs associations avec les issues défavorables de la grossesse. L'absence d'information paternelle sur l'enregistrement de naissance est probablement indicatrice de l'absence du père pendant la grossesse ou à la naissance et l'absence de données du recensement, de l'absence du père après la naissance de l'enfant. Néanmoins, les risques associés aux quatre issues défavorables ne variaient pas beaucoup entre l'état de « mère seule » défini à la naissance de l'enfant ou défini au cours d'une période pouvant aller jusqu'à deux ans après la naissance. Par conséquent, la présente étude permet de valider partiellement le critère de l'enregistrement de naissance comme mesure des données paternelles manquantes.

Si les parents ne sont pas mariés, dans toutes les provinces et les territoires à l'exception du Québec, le père doit consentir à ce que son nom soit inscrit sur l'enregistrement de naissance. On peut ainsi proposer que l'absence de données paternelles sur l'enregistrement de naissance constitue un marqueur de risque plus pertinent au Québec comparativement au reste du Canada. En effet, les associations mesurées dans le cadre de la présente étude étaient plus fortes au Québec que dans le reste du Canada pour la mortinaissance et la mortalité infantile. Cependant, on a observé cette tendance pour les quatre définitions de « données manquantes », et les associations avec la naissance prématurée et les nouveau-nés petits pour l'âge gestationnel étaient similaires au Québec et dans le reste du Canada.

Les raisons expliquant l'absence de données paternelles sont variées : erreur administrative, viol, admission à l'urgence obstétrique[13]. Bien que les associations mesurées dans le cadre de la présente étude puissent vraisemblablement refléter une probabilité réduite de déclaration de l'information paternelle après une issue défavorable de la grossesse, les ensembles de données administratives comme la cohorte canadienne de naissance du recensement ne se prêtent pas aisément à la détermination des raisons expliquant les « données manquantes ».

La présente analyse a des répercussions sur la recherche fondée sur les données saisies systématiquement dans les registres ou sur d'autres données

## *Ce que l'on sait déjà sur le sujet*

- Les études périnatales tiennent compte de plus en plus des facteurs de risque paternels.
- Les données paternelles manquantes peuvent avoir une incidence négative sur les analyses.
- La nature et les incidences des données paternelles manquantes n'ont pas fait l'objet d'un examen systématique.

## *Ce qu'apporte l'étude*

- Les données paternelles manquantes sur les enregistrements de naissance et dans les données du recensement constituent un marqueur de risque accru pour les issues défavorables de la grossesse, au-delà des caractéristiques maternelles.
- Les études futures devraient s'efforcer de déterminer la mesure dans laquelle les données paternelles manquantes sont associées à l'absence ou à la participation limitée du père.

administratives — des sources souvent utilisées en épidémiologie périnatale. En fonction de ces résultats, on peut affirmer que dans les études d'évaluation des facteurs de risque paternels, les données paternelles manquantes ne doivent pas être éliminées par suppression d'enregistrements, puisqu'elles mettent en lumière un risque plus grand d'issues défavorables, indépendamment des caractéristiques maternelles. En outre, dans les études des facteurs de risque non paternels, il pourrait être souhaitable de tenir compte des données paternelles manquantes, lesquelles peuvent perturber les associations entre les caractéristiques maternelles et les issues périnatales. Enfin, la présente étude renforce l'hypothèse selon laquelle l'absence de données paternelles indique un père absent qu'il n'était pas possible de tester directement dans l'ensemble de données tirées de la cohorte canadienne de naissance du recensement.

## Mot de la fin

Les analyses des données d'enregistrement des naissances et des décès couplées aux données du Recensement du Canada de 2006 donnent à penser que l'absence de données paternelles constitue un marqueur de risque accru d'issues défavorables de la grossesse, au-delà des caractéristiques maternelles. On observe cette tendance pour les données paternelles manquantes sur l'enregistrement de naissance et dans les résultats du recensement jusqu'à deux ans suivant la naissance de l'enfant. Des études futures pourraient explorer les mécanismes (par exemple, admission à l'urgence ou soutien psychosocial ou instrumental) qui pourraient être à la base de ces associations. Les chercheurs qui veulent examiner les issues de la grossesse à partir de bases de données administratives devraient explorer l'absence de données paternelles en tant qu'indicateur de risque potentiel ou de facteur confusionnel éventuel dans les autres associations étudiées. ■

## Remerciements

Un financement important pour cette étude a été fourni par les Instituts de recherche en santé du Canada (MOP-111122), et Statistique Canada et Santé Canada ont fourni un soutien supplémentaire (Recherche sur les effets de l'air sur la santé, Division des études sur la population).

# Références

1. R. Romero, « Prenatal medicine: the child is the father of the man », *Journal of Maternal-Fetal and Neonatal Medicine*, 22, 2009, p. 636-639.
2. M.R. Genc et J. Schantz-Dunn, « The role of gene-environment interaction in predicting adverse pregnancy outcome », *Best Practice and Research Clinical Obstetrics and Gynaecology*, 21, 2007, p. 491-504.
3. K.M. Paarlberg, A.J. Vingerhoets, J. Passchier *et al.*, « Psychosocial factors and pregnancy outcome: a review with emphasis on methodological issues », *Journal of Psychosomatic Research*, 39, 1995, p. 563-595.
4. D. Kim et A. Saada, « The social determinants of infant mortality and birth outcomes in Western developed nations: a cross-country systematic review », *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10, 2013, p. 2296-2335.
5. C. Dunkel Schetter, « Psychological science on pregnancy: stress processes, biopsychosocial models, and emerging research issues », *Annual Review of Psychology*, 62, 2011, p. 531-558.
6. C. Dunkel Schetter et L. Tanner, « Anxiety, depression and stress in pregnancy: implications for mothers, children, research, and practice », *Current Opinion in Psychiatry*, 25, 2012, p. 141-148.
7. A.P. Alio, C.A. Lewis, K. Scarborough *et al.*, « A community perspective on the role of fathers during pregnancy: a qualitative study », *BMC Pregnancy and Childbirth*, 13, 2013, p. 60.
8. A.P. Alio, H.M. Salihu, J.L. Kornosky *et al.*, « Feto-infant health and survival: does paternal involvement matter? », *Maternal and Child Health Journal*, 14, 2010, p. 931-937.
9. M. Guadagno, M. Mackert et A. Rochlen, « Improving prenatal health: setting the agenda for increased male involvement », *American Journal of Men's Health*, 7, 2013, p. 523-526.
10. H. Tan, S.W. Wen, M. Walker et K. Demissie, « Missing paternal demographics: A novel indicator for identifying high risk population of adverse pregnancy outcomes », *BMC Pregnancy and Childbirth*, 4, 2004, p. 21.
11. J.A. Gaudino Jr., B. Jenkins et R.W. Rochat, « No fathers' names: a risk factor for infant mortality in the State of Georgia, USA », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 253-265.
12. R.S. Kirby, « Vital statistics: a poor source of data for investigating the association between paternal age and birth defects », *Human Reproduction*, 22, 2007, p. 3265-3267.
13. M.G. Phipps, M. Sowers et S.M. DeMonner, « The risk for infant mortality among adolescent childbearing groups », *Journal of Women's Health*, 11, 2002, p. 889-897.
14. Z.C. Luo, R. Wilkins, M.S. Kramer, « Fetal, Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance S. Disparities in pregnancy outcomes according to marital and cohabitation status », *Obstetrics and Gynecology*, 103, 2004, p. 1300-1307.
15. T. Bushnik, S. Yang, M. Kramer *et al.*, « Cohorte canadienne de naissance du Recensement de 2006 », *Rapports sur la santé*, 27(1), 2016, p. 12-22.
16. S. Wacholder, « Binomial regression in GLIM: estimating risk ratios and risk differences », *American Journal of Epidemiology*, 123, 1986, p. 174-184.
17. L. Bracero, M. Broce, M. Kali *et al.*, « The investigation of missing paternal information in birth certificates and low birth weight », *Journal of Maternal-Fetal and Neonatal Medicine*, 22, 2009, p. 342-347.
18. B. Luke et M.B. Brown, « Maternal risk factors for potential maltreatment deaths among healthy singleton and twin infants », *Twin Research and Human Genetics*, 10, 2007, p. 778-785.
19. D.L. Broussard, W.M. Sappenfield et D.A. Goodman, « The Black and White of infant back sleeping and infant bed sharing in Florida, 2004-2005 », *Maternal and Child Health Journal*, 16, 2012, p. 713-724.
20. Y.J. Ko, S.H. Shin, S.M. Park *et al.*, « Effects of employment and education on preterm and full-term infant mortality in Korea », *Public Health*, 128, 2014, p. 254-261.
21. J.D. Parker et K.C. Schoendorf, « Influence of paternal characteristics on the risk of low birth weight », *American Journal of Epidemiology*, 136, 1992, p. 399-407.
22. A.P. Alio, H.M. Salihu, C. McIntosh *et al.*, « The effect of paternal age on fetal birth outcomes », *American Journal of Men's Health*, 6, 2012, p. 427-435.
23. E.L. Abel, M. Kruger et L. Burd, « Effects of maternal and paternal age on Caucasian and Native American preterm births and birth weights », *American Journal of Perinatology*, 19, 2002, p. 49-54.
24. N.E. Reichman et J.O. Teitler, « Paternal age as a risk factor for low birthweight », *American Journal of Public Health*, 96, 2006, p. 862-866.